

DIANA PATRÍCIA PEREIRA SANTOS

# **AVALIAÇÃO DE SINTOMATOLOGIA OBSESSIVO-COMPULSIVA: DESENVOLVIMENTO DA VERSÃO REDUZIDA DO INVENTÁRIO DE PÁDUA**



ESCOLA SUPERIOR DE ALTOS ESTUDOS

**Dissertação de Mestrado em Psicologia  
Clínica**

Área de Especialização em Terapias Cognitivo-  
Comportamentais

COIMBRA, 2017



# Avaliação da Sintomatologia Obsessivo-Compulsiva: desenvolvimento da versão reduzida do Inventário de Pádua

Diana Patrícia Pereira Santos

Dissertação Apresentada ao ISMT para Obtenção do Grau de Mestre em  
Psicologia Clínica

Área de Especialização em Terapias Cognitivo-Comportamentais

Orientadora: Professora Doutora Ana Galhardo, Instituto Superior Miguel Torga

Coimbra, setembro de 2017

## **Agradecimentos**

Agradecer é um ato de gratidão perante quem nos apoia incondicionalmente, quem nos ajuda e acredita em nós. Nesta dissertação pretendo agradecer a todos aqueles que me ajudaram, acreditaram em mim e na minha força para concretizar este objetivo.

À Professora Doutora Ana Galhardo, pela orientação, pela disponibilidade sempre manifestada, pelo profissionalismo e pela partilha de conhecimentos.

A todos os participantes que colaboraram na investigação, através do preenchimento do protocolo de instrumentos.

À Susana, pelo incentivo e ajuda importantes ao longo desta etapa.

Aos meus pais e avós, pelo amor e apoio incondicionais.

*A todos o meu Muito Obrigada!*

## Resumo

**Introdução:** O Inventário de Pádua (IP) é um instrumento de autorresposta, constituído por 60 itens, que avaliam sintomatologia obsessivo-compulsiva. Dado que é um instrumento extenso e tendo em conta que a sua versão original já foi alvo de três revisões e que os resultados alcançados foram considerados satisfatórios procurou-se desenvolver e estudar uma versão portuguesa reduzida do IP.

**Objetivos:** O presente estudo teve como objetivo desenvolver uma versão reduzida (IP-R), estudar a sua estrutura fatorial e as respetivas características psicométricas.

**Metodologia:** Numa primeira etapa e recorrendo à amostra do estudo original da versão portuguesa, procedeu-se à eliminação de itens com base nos critérios psicométricos habitualmente usados para este efeito e na análise de componentes principais. Nesta sequência foi alcançada uma versão do IP-R composta por 22 itens, distribuídos por 5 subescalas: 1- Dúvida, 2- Pensamento mágico, 3- Sujidade/Contaminação/Lavagem, 4- Verificação repetida e 5- Necessidade de ordem/simetria. Numa segunda etapa e recorrendo a uma amostra de 338 sujeitos da população geral, efetuou-se a análise fatorial confirmatória do modelo de 5 fatores do IP-R, tendo sido excluído mais um item.

**Resultados:** A análise fatorial confirmatória da versão de 21 itens agrupados em 5 fatores demonstrou uma boa qualidade de ajustamento deste modelo. Foi também observada a existência de uma correlação forte entre o IP-R e o IP. No que diz respeito à consistência interna, calculada através do *alpha* de Cronbach e da Fiabilidade Compósita, esta revelou-se excelente. A análise da fidedignidade teste-reteste apontou uma estabilidade temporal apropriada. Quanto à validade convergente o IP-R apresenta uma correlação forte com o Inventário Obsessivo de Coimbra, que também avalia sintomatologia obsessivo-compulsiva. Relativamente à validade divergente, o IP-R revelou correlações moderadas com as Escalas de Ansiedade, Depressão e *Stress*.

**Discussão:** O IP-R revelou ser uma medida de autorresposta válida e fidedigna para avaliação de sintomas obsessivo-compulsivos, tendo a vantagem, por comparação com a sua versão mais longa, de ser de rápida administração, o que lhe confere utilidade, quer no âmbito da investigação, quer da clínica.

**Palavras-chave:** Inventário de Pádua, versão reduzida, sintomas obsessivo-compulsivos, estrutura fatorial, propriedades psicométricas.

## Abstract

**Introduction:** The Padua Inventory (PI) is a 60-item self-report instrument aimed at assessing obsessive-compulsive symptomatology. Considering that it is an extensive instrument and taking into account that its original version has already been the subject of three reviews and that the results achieved were considered satisfactory, we sought to develop and study a reduced Portuguese version of PI.

**Objectives:** The current study aimed to develop a short version (PI-R), study its factorial structure and analyze its psychometric characteristics.

**Methods:** In a first step and using the PI Portuguese version study sample, items were removed based on psychometric criteria usually used for this purpose and on principal component analysis. A 22 items version of the PI-R was obtained, encompassing 5 subscales: 1- Doubt, 2- Magical thinking, 3- Dirt/Contamination/Washing, 4- Repeated checking and 5- Need for order/ symmetry. In a second step and using a sample of 338 subjects from the general population, the factorial analysis of the 5-factor model of the PI-R was confirmed, and one more item was excluded.

**Results:** The confirmatory factorial analysis of the 21-item version grouped into 5 factors demonstrated a good fit quality this model presents. A strong correlation between the PI-R and the PI was also found. A strong correlation between the PI-R and the PI was also found. Cronbach's alpha and composite reliability proved to be excellent. Test-retest reliability showed appropriate temporal stability. As for the convergent validity the PI-R presented a strong correlation with the Coimbra Obsessive Inventory, also assessing obsessive-compulsive symptoms. Concerning divergent validity, the PI-R revealed moderate correlations with the Anxiety, Depression and Stress Scales.

**Discussion:** The PI-R showed to be a valid and reliable self-report measure for the assessment of obsessive-compulsive symptoms, having the advantage, when compared to its longer version, of being fast administered, being useful for research and clinical settings.

**Keywords:** *Padua Inventory*; short version; obsessive-compulsive symptoms; factorial structure; psychometric properties.

## **Introdução**

A perturbação obsessivo-compulsiva (POC) é uma condição crónica e potencialmente incapacitante sendo considerada a quarta perturbação mais comum na população mundial (Rosario-Campos, Miguel, Quatrano, Chacon, Ferrao, Findley, Katsoyich, Schaill, King, Woody, Tolin, Hollander, Kano & Leckman, 2006). Para além de ser bastante incapacitante, gera elevados níveis de sofrimento e afeta, diversas áreas da vida dos doentes como, por exemplo, relacionamento interpessoal, capacidade para o trabalho e desempenho de atividades do quotidiano (Eisen, Mancebo, Pinto, Coles, Pagano, Stout & Rasmussen, 2006).

Esta perturbação é caracterizada pela presença de obsessões e/ou compulsões. As obsessões definem-se por pensamentos e imagens de carácter recorrente e intrusivo, que na maior parte das vezes, perturbam o doente pela sua frequência e/ou conteúdo desagradável ou absurdo e pelos elevados níveis de ansiedade que geram. Por sua vez, as compulsões são comportamentos motores ou atos mentais realizados em resposta a uma obsessão, com o objetivo de reduzir a ansiedade ou prevenir acontecimentos indesejados (Bloch, Landeros-Weisenberger, Rosario, Pittenger & Leckman, 2008).

No que respeita à prevalência da POC, um dos estudos mais importantes e de maior dimensão realizados até ao momento, foi o *Epidemiologic Catchment Area- ECA* (Karno, Golding, Sorenson & Burnam, 1988) que indicou um valor de prevalência da POC aos seis meses de 1,6% (Myers, Weissman, Tischler, Holzer, Leaf, Orvaschel, Anthony, Boyd, Burke, Kramer & Stoltzman, 1984) e de prevalência ao longo da vida de 2,5% (Robins, Helzer, Weissman, Orvaschel, Gruenberg, Burke & Regier, 1984). Contrariamente aos resultados apresentados no estudo de Myres e colaboradores (1984), em Taiwan foi levado a cabo um estudo com uma amostra de sujeitos da população geral com idade igual ou superior a 18 anos (Hwu, Yek & Chang, 1989), onde os valores a seis meses e ao longo da vida foram ligeiramente inferiores 0,3% e 0,9%, respetivamente. Relativamente à prevalência da POC por sexo, Fontenelle e Hasler (2008), numa revisão de 27 estudos, verificaram uma predominância relativa do sexo feminino em 22 desses estudos.

No que respeita a outras características identificadas em pessoas com POC, Ruscio, Chiu e Kessler (2010), apontaram que a idade média de início da POC é de 19,5 anos, sendo que no sexo masculino o início tende a ser mais precoce. Em contraste, os casos de POC nos indivíduos do sexo feminino surgem maioritariamente depois dos dez

anos, com maior expressão durante a adolescência. De referir ainda que os sujeitos com POC tendem a apresentar dificuldades no ajustamento marital. No estudo ECA, anteriormente mencionado, verificou-se que a perturbação era mais prevalente em indivíduos divorciados ou separados do que em indivíduos casados ou solteiros. No entanto, outro estudo não encontrou diferenças no estado marital dos sujeitos com POC (Fontenelle & Hasler, 2008).

Para além das dificuldades no ajustamento marital, a posição que o indivíduo ocupa na fratria pode ter influência ou não no desenvolvimento da POC. Por exemplo, Coryell (1981) apurou que os pacientes com diagnóstico de POC são mais frequentemente primogénitos ou filhos únicos, quando comparados com grupos de controlo. Contudo, estudos mais recentes não encontraram taxas aumentadas de filhos primogénitos entre os pacientes com diagnóstico de POC (Brynska & Wolanczyk, 2005).

A existência de fatores de vulnerabilidade ocorridos num passado recente, torna os indivíduos mais suscetíveis ao aparecimento da POC. Por exemplo, Goodwin, Guze e Robins (1969) referem a gravidez, o parto, a morte de um ente querido e problemas sexuais como fatores de vulnerabilidade para desenvolver a doença.

A POC pode manifestar-se por um conjunto diverso de sintomas obsessivo-compulsivos. Na tentativa de agrupar estes sintomas em dimensões, Rosario-Campos e colaboradores (2006) sugerem a existência de seis dimensões de sintomas: i) Obsessões relativas a dano devido a lesão, violência, agressão ou desastres naturais e compulsões relacionadas; ii) Obsessões sexuais, morais ou religiosas e compulsões relacionadas; iii) Obsessões e compulsões de simetria, ordem, contagem e organização; iv) Obsessões de contaminação e compulsões de limpeza; v) Obsessões e compulsões de acumulação e colecionismo; e vi) Obsessões e Compulsões variadas relacionadas com preocupações somáticas, superstições e outros sintomas. Por sua vez, Bloch e colaboradores (2008) sugerem um modelo com quatro dimensões de sintomas: i) Obsessões de simetria e Compulsões de ordenação, contagem e repetição; ii) Obsessões de conteúdo agressivo, sexual, religioso e somático, iii) Compulsões de verificação e iv) Obsessões e Compulsões de acumulação.

Ao nível da sua classificação nas várias edições do Manual de Diagnóstico e Estatística das Perturbações Mentais (DSM), esta perturbação tem sofrido algumas alterações. Para contextualizar as mesmas, existem evidências que demonstram a existência de diferenças, tanto a nível fenomenológico, como a nível comportamental entre a POC e perturbações relacionadas e as restantes perturbações de ansiedade (Van

Ameringen, Patterson & Simpson, 2014). Diferindo entre si em aspetos fundamentais, tais como fatores de risco genéticos, biomarcadores, curso da doença, comorbilidades, personalidades associadas, processamento cognitivo-emocional e resposta ao tratamento (Van Ameringen, Patterson & Simpson, 2014). Consequentemente, no DSM-5 (APA, 2014), a POC deixa de estar incluída no grupo das perturbações de ansiedade, passando a formar um novo grupo de patologias psiquiátricas denominado Perturbação Obsessivo-Compulsiva e Perturbações Relacionadas. Este grupo inclui, para além da POC, a perturbação dismórfica corporal, a perturbação de acumulação, a tricotilomania, a perturbação de escoriação, a perturbação obsessivo-compulsiva induzida por substância/medicamento e perturbações relacionadas, a perturbação obsessivo-compulsiva devida a outra condição médica e perturbações relacionadas, perturbação obsessivo-compulsiva com outra especificação e perturbações relacionadas e a perturbação obsessivo-compulsiva não especificada e perturbações relacionadas.

Efetivamente a POC é uma entidade clínica que raramente ocorre por si só, sendo geralmente acompanhada por outras perturbações psiquiátricas e/ou neurológicas. Pacientes com diagnóstico de POC apresentam taxas relativamente elevadas de comorbidade (Tukel, Polat, Olzdemir, Aksut & Turksoy, 2002). Por outro lado, é também de referir que a POC é, por vezes, difícil de distinguir de um conjunto de outras perturbações. As obsessões e compulsões podem surgir no contexto de outras condições fisiopatológicas e outras síndromes.

Como resposta para o tratamento da sintomatologia obsessivo-compulsiva, a Terapia Cognitivo-Comportamental (TCC) é considerada como o tratamento de primeira linha. Quando em modalidades intensivas, a TCC é altamente eficaz (Eddy, Dutra & Westen, 2004), com taxas de resposta de 50% a 70%, apresentando resultados mais elevados na melhoria dos sintomas e taxas mais baixas de recaída, em comparação com o tratamento farmacológico por tempo limitado (Simpson, Franklin, Cheng, Foa & Liebowitz, 2005). A combinação da terapêutica farmacológica e TCC poderá determinar uma maior taxa de adesão e eficácia do tratamento, assim como a diminuição da possibilidade de recaída (Erzegovesi, Cavallini, Cavadini, Diaferia, Locatelli & Bellodi, 2001).

Por ser um quadro clínico que reúne um conjunto diverso de sintomas obsessivo-compulsivos, são vários os instrumentos que têm vindo a ser desenvolvidos com o intuito de medir a duração, frequência, natureza e grau de perturbação destes mesmos sintomas. Neste contexto, há a salientar os seguintes instrumentos:



*Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (DY-BOCS)*

A DYBOCS (Rosario- Campos & colaboradores, 2006) é uma versão modificada da *Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale* (Goodman, Price, Rasmussen, Mazure, Fleischmann, Hill, Heninger & Charney, 1989). Este instrumento inclui cinco dimensões (a. Obsessões relativas a dano devido a lesão, violência, agressão ou desastres naturais e Compulsões relacionadas, b. Obsessões sexuais, morais ou religiosas e Compulsões relacionadas, c. Obsessões e Compulsões de simetria, ordem, contagem e organização, d. Obsessões de contaminação e Compulsões de limpeza, e. Obsessões e Compulsões de acumulação e colecionismo, f. Obsessões e Compulsões variadas relacionadas com preocupações somáticas, superstições e outros sintomas) e possibilita ainda a obtenção de uma cotação global da gravidade da POC e o registo de quais os sintomas mais graves para o doente. Em comparação com a Y-BOCS, a DYBOCS exige mais tempo e atenção, tanto do clínico, como do doente.

*Vancouver Obsessional-Compulsive Inventory-Revised (VOCI-R)*

O VOCI-R (Gönner, Ecker, Leonhart & Limbacher, 2010) é uma versão revista do *Maudsley Obsessional Compulsive Inventory*- MOCI (Hodgson & Rachman, 1977 citado por Thordarson, Radomsky, Rachman, Shafran, Sawchuk & Hakstian, 2004) que avalia sintomatologia obsessivo-compulsiva através de 30 itens e seis subescalas: i) Verificação, ii) Contaminação, iii) Acumulação, iv) Obsessões, v) Perfeccionismo e vi) Dificuldade em tomar decisões. Do estudo da consistência interna foram obtidos valores de  $\alpha = 0,82$  para a escala total e de  $\alpha = .95$ ,  $\alpha = .94$ ,  $\alpha = .90$ ,  $\alpha = .87$ ,  $\alpha = .88$  e  $\alpha = .81$ , para as respetivas subescalas.

*Obsessive- Compulsive Inventory- Revised (OCI-R)*

O OCI-R (Foa, Huppert, Leiberg, Langner, Kichic, Hajcak & Salkovskis, 2002) é uma medida de autorresposta que avalia os sintomas da POC ao longo de 18 itens e seis subescalas: a) Lavagem, b) Verificação, c) Ordem, d) Obsessões, e) Acumulação e f) Neutralização. O valor da consistência interna encontrado para escala total foi de  $\alpha = .90$  e para as subescalas foi de  $\alpha = .88$ ,  $\alpha = .83$ ,  $\alpha = .90$ ,  $\alpha = .88$ ,  $\alpha = .90$  e  $\alpha = .83$ , respetivamente.

*Clark-Beck Obsessive-Compulsive Inventory (CBOCI)*

O CBOCI (Clark, Beck, Antony, Swinson & Steer, 2005) foi desenvolvido para avaliar a frequência e gravidade de duas dimensões: obsessões e compulsões. É composto por 25 itens e duas subescalas: obsessões e compulsões com 14 e 11 itens cada

uma. Tanto a escala total como as duas subescalas apresentaram valores iguais na consistência interna ( $\alpha$  de .93).

#### **Inventário Obsessivo de Coimbra (IOC)**

O IOC (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008) foi um instrumento desenvolvido em Portugal e é constituído por 50 itens, avaliados por duas subescalas (frequência e perturbação emocional). A análise das suas componentes principais, identificou a existência de doze dimensões: 1) Obsessões de contaminação/Compulsões de lavagem, 2) Compulsões de verificação repetida, 3) Dúvida/indecisão, 4) Pensamentos intrusivos incontroláveis/rituais cobertos, 5) Pensamento mágico, 6) Lentidão/repetição, 7) Necessidade de controlo, 8) Necessidade de ordem/simetria, 9) Compulsões de coleção/poupança, 10) Obsessões/compulsões religiosas, 11) Obsessões somáticas e 12) Impulsos obsessivos/agressivos. Este instrumento apresentou uma consistência interna total de  $\alpha = .97$  para a Escala IOC-Frequência e de  $\alpha = .96$  para a escala IOC-Perturbação Emocional.

#### ***Padua Inventory* (PI)**

O PI (Sanavio, 1988) avalia a gravidade dos sintomas da POC. Este inventário composto por 60 itens respondidos numa escala tipo *Likert* de 5 pontos (0 “não é perturbador” a 4 “muito perturbador”), avalia pensamentos intrusivos, dúvidas, comportamentos de verificação e limpeza, presença de impulsos sem sentido ou inaceitáveis, pensamentos repetitivos acerca de perigos com baixa probabilidade de ocorrência, imagens repugnantes recorrentes, etc. (van Oppen, 1992). Do estudo da sua análise fatorial foi gerada uma estrutura de quatro fatores: a) Perturbação do controlo sobre as atividades mentais, b) Contaminação, c) Comportamentos de verificação, d) Impulsos e Preocupações acerca da perda do controlo motor. O cálculo da consistência interna para a escala total indicou valores de *alpha* de Cronbach para os homens de .90 e de .94 para as mulheres (Sanavio, 1988). As propriedades psicométricas do PI fazem desta escala, um instrumento credível e muito utilizado na prática clínica e na investigação. Assim, são vários os estudos internacionais que ao longo do tempo, têm estudado o PI.

O estudo (Sternberger & Burns, 1990) no qual foi utilizada uma amostra de 701 estudantes universitários americanos, sugeriu igualmente a estrutura de quatro fatores encontrada no estudo italiano original do inventário. O valor de *alpha* neste estudo foi de .94 para a escala total. De modo idêntico, o estudo de Van Oppen, conduzido em 1992, com uma amostra ( $n = 430$ ) de indivíduos holandeses da população geral encontrou um valor de *alpha* de Cronbach de .94 no total dos 60 itens e para as quatro subescalas: a) Controlo, b)

Contaminação, c) Verificação e d) Preocupação, os valores foram  $\alpha = .90$ ,  $\alpha = .82$ ,  $\alpha = .86$  e  $\alpha = .57$ , respetivamente. Os resultados do estudo (Kyrios, Bhar & Wade, 1996) realizado com uma amostra ( $n = 306$ ) de estudantes universitários australianos, referiram que o valor da consistência interna para a escola total foi de  $\alpha = .94$ , tal como nas amostras holandesa e americana. Realizada a análise fatorial, os quatro fatores obtidos foram os mesmos que os do estudo de van Oppen em 1992. Assim, os valores de *alpha* para as quatro subescalas foram os seguintes:  $\alpha = 0.89$ ,  $\alpha = 0.85$ ,  $\alpha = 0.84$  e  $\alpha = 0.77$ , respetivamente. O estudo numa amostra britânica da comunidade ( $n = 1855$ ) (Macdonald & de Silva, 1999) indicou que o PI tem estrutura fatorial igualmente de quatro fatores como no estudo original do instrumento e um valor de *alpha* de Cronbach na escala total de  $\alpha = .96$  e para as subescalas os valores são, respetivamente:  $\alpha = .92$ ,  $\alpha = .87$ ,  $\alpha = .89$  e  $\alpha = .78$ . Os resultados do estudo (Ibáñez, Olmedo, Peñate & González, 2002), com uma amostra espanhola ( $n = 356$ ) de indivíduos adultos, confirmaram a adequação da estrutura de quatro fatores proposta por Sanavio (1988) referindo os seguintes valores para a consistência interna das subescalas:  $\alpha = .89$ ,  $\alpha = .78$ ,  $\alpha = .86$  e  $\alpha = .73$ . Já para a escala total os autores referiram um valor de  $\alpha = .92$ . O estudo de Goodarzi e Firoorzabi (2005) com 219 indivíduos da população geral iraniana revelou uma estrutura fatorial de quatro fatores igual á proposta no estudo de Sanavio (1988). Do estudo da consistência interna para a escala total os autores obtiveram o valor de  $\alpha = .95$  e para as subescalas os valores de  $\alpha = .90$ ,  $\alpha = .87$ ,  $\alpha = .90$  e  $\alpha = .77$ , respetivamente. Um outro estudo (Liu, Qin, Tan, Wang, Yi & Zhong, 2011), com três amostras distintas ( $n1 = 1939$ ,  $n2 = 1341$  e  $n3 = 298$ ) de estudantes universitários chineses, encontrou uma estrutura de quatro fatores: a) Perturbação do controlo de atividades mentais, b) Impulsos e preocupações acerca da perda do controlo motor, c) Contaminação e d) Verificação. Do estudo da consistência interna para as subescalas foram encontrados os seguintes valores  $\alpha = .94$ ,  $\alpha = .85$ ,  $\alpha = .86$  e  $\alpha = .88$ , respetivamente.

Para além dos estudos acima descritos, o PI foi alvo de três revisões (van Oppen, Hoekstra & Emmelkamp, 1995; Burns, Keortge, Formea, & Sternberger, 1996; Gönner, Ecker & Leonhart, 2010), que são em seguida descritas nos seus aspetos mais relevantes:

Sanavio (1988), no estudo da versão original do PI apenas validou este instrumento numa amostra não-clínica. Porém, van Oppen, Hoekstra e Emmelkamp (1995), face a esta limitação, reviram o PI utilizando uma amostra de pacientes com diagnóstico de POC, pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e indivíduos sem patologia. Esta primeira revisão resultou no *Padua Inventory- Revised*

(PI-R), composto por 41 itens e cinco subescalas: a) Impulsos, b) Lavagem, c) Verificação, d) Ruminação, e e) Precisão. Relativamente à consistência interna da escala total, os autores referiram valores de  $\alpha = .89$  e  $\alpha = .92$  para as três amostras. Na amostra de pacientes com diagnóstico de POC foram revelados valores de  $\alpha = .85$ ,  $\alpha = .93$   $\alpha = .89$ ,  $\alpha = .86$  e  $\alpha = .77$  respetivamente, para as cinco subescalas, na amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade os valores são semelhantes:  $\alpha = .77$ ,  $\alpha = .89$   $\alpha = .88$ ,  $\alpha = .89$  e  $\alpha = .65$  e por último, na amostra de sujeitos sem patologia, os valores revelados foram  $\alpha = .69$ ,  $\alpha = .82$   $\alpha = .86$ ,  $\alpha = .87$  e  $\alpha = .66$ , também para as cinco subescalas.

A segunda revisão do PI surgiu na tentativa de colmatar a limitação apontada à versão original deste instrumento. A limitação prende-se com o facto de o PI avaliar mais a propensão para a preocupação do que a presença de obsessões. Consequentemente, Burns e colaboradores (1996) construíram o *Padua Inventory Washington State University Revision* (PI-WSUR), constituído por 39 itens. A análise fatorial desta nova versão resultou em cinco subescalas: a) Pensamentos sobre fazer mal a si próprio ou a outros, b) Impulsos de fazer mal a si próprio e a outros, c) Obsessões de contaminação e Compulsões de lavagem, d) Compulsões de verificação, e e) Compulsões relacionadas com vestir e arranjo pessoal. Relativamente à consistência interna os valores foram de  $\alpha = .77$ ,  $\alpha = .82$ ,  $\alpha = .85$ ,  $\alpha = .88$  e  $\alpha = .78$ , respetivamente para cinco subescalas e  $\alpha = .92$  para a escala total.

Gönner, Ecker e Leonhart (2010) examinaram as propriedades psicométricas do PI-R e do PI-WSUR numa amostra de doentes com POC e numa segunda amostra de doentes com perturbações de ansiedade e/ou depressão, tendo desenvolvido a versão mais reduzida até ao momento do PI, o *Padua Inventory-Palatine Revision* (PI-PR), composto por 24 itens que avaliam seis dimensões: a) Contaminação e Lavagem, b) Verificação, c) Números, d) Compulsões relacionadas com vestir e arranjo pessoal, e) Ruminação e f) Obsessões e Impulsos de fazer mal a si próprio e a outros. Relativamente aos valores da consistência interna para a escala total na amostra de pacientes com diagnóstico de POC foi  $\alpha = .87$  e nos pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão foi  $\alpha = .92$ . Para as subescalas da primeira amostra foram obtidos os seguintes valores:  $\alpha = .93$ ,  $\alpha = .88$   $\alpha = .81$ ,  $\alpha = .78$ ,  $\alpha = .84$  e  $\alpha = .85$ , respetivamente. Já para a amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão são referidos valores de  $\alpha = .84$ ,  $\alpha = .88$   $\alpha = .86$ ,  $\alpha = .80$ ,  $\alpha = .87$  e  $\alpha = .78$ , respetivamente.

Tendo em conta que a versão original do PI já foi alvo de três revisões e que os resultados alcançados foram considerados satisfatórios, consideramos uma mais-valia o desenvolvimento de uma versão reduzida do PI (versão portuguesa) e respetivo estudo da sua estrutura fatorial e propriedades psicométricas. É de referir que para este estudo foi utilizada a versão portuguesa do PI, composta por 60 itens distribuídos por 10 fatores (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003).

O alcance de uma versão breve do PI, permitirá de forma mais rápida e flexível a administração deste instrumento, quer na prática clínica, quer em contextos de investigação.

## **Materiais e Métodos**

### **Participantes**

Para a concretização deste estudo, foram utilizadas duas amostras distintas. Uma primeira amostra para o desenvolvimento da versão reduzida do IP (IP-R), composta por 672 sujeitos do estudo de Galhardo e Pinto-Gouveia (2003) que inclui 604 indivíduos da população geral, 34 doentes com o diagnóstico de POC e 34 indivíduos com outras perturbações de ansiedade. Contudo, apenas se utilizou a amostra da população geral, constituída por 323 sujeitos do sexo masculino (46.5%) e 281 do sexo feminino (53.5%), com idades compreendidas entre os 18 e os 64 anos, sem história psiquiátrica prévia. A média encontrada para a idade destes indivíduos foi de 35.04 anos ( $DP = 11.69$ ). O estado civil mais frequente foi o de casado, com 308 (51.0%) sujeitos, seguido do de solteiro, com 264 (43.7%), do de divorciado, com 23 (3.8%) e, por último, o de viúvo, com 9 (1.5%) indivíduos. Relativamente aos anos de escolaridade, estes variam entre 4 e 22 anos ( $M = 12.79$ ;  $DP = 3.80$ ). Em termos profissionais, 130 são estudantes (21.5%), 470 (74.9%) têm uma ocupação profissional e 4 (0.7%) são indivíduos reformados.

Para se proceder à análise da estrutura fatorial (Análise Fatorial Confirmatória) e estudo das propriedades psicométricas do IP-R, utilizou-se uma amostra constituída por 338 indivíduos da população geral, cujo critério de inclusão é ter idade igual ou superior a 18 anos. Destes 338 sujeitos, 86 (25,4%) são do sexo masculino e 252 (74,6%) do sexo feminino. Os participantes têm idades compreendidas entre os 18 e os 70 anos ( $M = 26.23$ ;  $DP = 10.09$ ). Relativamente aos anos de escolaridade, estes variam entre 4 e 23 anos ( $M = 13.59$ ;  $DP = 2.39$ ). No que diz respeito ao estado civil, cerca de 273 são solteiros, 51 são casados ou vivem união de facto, 11 são divorciados ou

separados de facto e 3 são viúvos. A grande parte dos participantes são estudantes (260), 66 tem uma ocupação profissional e os restantes 12 estão desempregados, reformados ou encontram-se noutra situação. Realça-se o facto de que aproximadamente 41% dos sujeitos, em algum momento das suas vidas, já recebeu acompanhamento psicológico/psiquiátrico. A caracterização pormenorizada da amostra encontra-se descrita na Tabela 1.

**Tabela 1***Caracterização da amostra para o estudo do IP-R*

		<i>N</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>	<i>%</i>	<i>M</i>	<i>DP</i>
<b>Sexo</b>	Masculino	86			25,40		
	Feminino	252			74,60		
<b>Idade</b>			18	70		26,23	10,09
<b>Estado Civil</b>	Solteiro(a)	273			80,80		
	Casado(a)	51			15,10		
	Divorciado(a)	11			3,30		
	Viúvo(a)	3			0,90		
<b>Anos de Escolaridade</b>			4	23		13,59	2,39
<b>Profissão</b>	Especialistas das atividades intelectuais e científicas	31			9,20		
	Técnicos e profissões nível intermédio	16			4,70		
	Trabalhadores qualificados da indústria, construções e artífices	5			1,50		
	Operadores de instalações e máquinas e trabalhadores da montagem	3			0,90		
	Trabalhadores não qualificados	11			3,30		
	Estudantes	260			76,90		
	Reformados	3			0,90		
	Desempregados	8			2,40		

	Outra situação	1	0,30
<b>Acompanhamento</b>	Sim	138	40,80
<b>Psicológico/Psiquiátrico</b>	Não	200	59,20

Legenda: *N* = Frequência; *Min* = Mínimo; *Máx* = Máximo; % = Percentagem; *M* = Média e *DP* = Desvio-Padrão

## Instrumentos

Para a concretização deste estudo foram utilizados: o consentimento informado (Anexo 1), um questionário sociodemográfico (Anexo 2), as Escalas de Ansiedade, Depressão e *Stress* (Anexo 3), o Inventário de Pádua (Anexo 4) e o Inventário Obsessivo de Coimbra (Anexo 5).

O questionário sociodemográfico é constituído por questões relativas à idade, sexo, estado civil, anos de escolaridade, profissão e, ainda, uma questão relativa ao facto de o sujeito já ter recebido ou não acompanhamento psicológico/psiquiátrico.

Para a avaliação da ansiedade, depressão e *stress* foi utilizada a Escala de Ansiedade, Depressão e *Stress* (EADS- 21) traduzida e adaptada para a população portuguesa por Pais- Ribeiro, Honrado e Leal em 2004. A EADS organiza-se em três escalas: Ansiedade (itens 2, 4, 7, 9, 15, 19 e 20), Depressão (itens 3, 5, 10, 13, 16, 17 e 21) e *Stress* (itens 1, 6, 8, 11, 12, 14 e 18), incluindo cada uma delas sete itens. Por sua vez, cada escala, inclui vários conceitos, nomeadamente: Depressão - Disforia (dois itens); Desânimo, (dois itens); Desvalorização da vida (dois itens); Autodepreciação (dois itens); Falta de interesse ou de envolvimento (dois itens); Anedonia (dois itens); Inércia (dois itens); Ansiedade- Excitação do Sistema Autónomo (cinco itens); Efeitos Músculo Esqueléticos (dois itens); Ansiedade Situacional (três itens); Experiências Subjetivas de Ansiedade (quatro itens). *Stress*- Dificuldade em Relaxar (três itens); Excitação Nervosa (dois itens); Facilmente agitado/chateado (três itens); Irritável/Reação exagerada (três itens); Impaciência (três itens). As três escalas são constituídas por sete itens cada, no total de 21 itens (Pais-Ribeiro, Honrado & Leal, 2004).

Cada item consiste numa frase, uma afirmação, que remete para sintomas emocionais negativos, sendo solicitado ao sujeito que responda se a afirmação se lhe aplicou “na semana passada”. Para cada frase existem quatro possibilidades de resposta, apresentadas numa escala tipo *Likert*. Os sujeitos avaliam a extensão em que experimentaram cada sintoma durante a última semana, numa escala de 4 pontos de gravidade ou frequência: “não se aplicou a mim”, “aplicou-se a mim um pouco”, “aplicou-se bastante a mim”, “aplicou-se muito a mim”. A EADS é dirigida a indivíduos

com mais de 17 anos. Os resultados de cada escala são determinados pela soma dos resultados dos sete itens de cada subescala, sendo que resultados mais elevados em cada subescala correspondem a estados afetivos mais negativos. Na versão portuguesa, a consistência interna foi inspecionada com recurso ao *alpha* de Cronbach e os resultados encontrados foram respetivamente de .74 para a escala de ansiedade, .85 para a escala de depressão e de .81 para a de *stress* (Pais-Ribeiro, Honrado & Leal, 2004).

Os sintomas obsessivo-compulsivos foram medidos através do Inventário de Pádua (IP) (Sanavio, 1988) que foi traduzido e adaptado para a população portuguesa por Galhardo e Pinto-Gouveia em 1999. É constituído por 60 itens, que medem o grau de perturbação causada por um conjunto de pensamentos específicos, comportamentos e impulsos, utilizando uma escala de 5 pontos (em que 0 corresponde a nenhuma perturbação e 4 corresponde a muita perturbação). Os seus itens medem pensamentos intrusivos, dúvidas, comportamentos de verificação e limpeza, presença de impulsos sem sentido ou inaceitáveis, pensamentos repetitivos acerca de perigos com baixa probabilidade de ocorrência, imagens repugnantes recorrentes, etc. (van Oppen, 1992). É composto por 4 subescalas: 1 - Perturbação do controlo sobre as atividades mentais (itens 11, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 43, 44, 57 e 59); 2 - Contaminação (itens 1 a 10 e 60); 3 - Comportamentos de verificação (itens 18 a 25) e 4 - Impulsos e preocupações acerca da perda do controlo motor (itens 46, 47, 49, 53, 54, 55 e 57) (Sanavio, 1988).

O *alpha* de Cronbach foi de .90 no sexo masculino e .94 no sexo feminino. As correlações teste-reteste foram .78 para o sexo masculino e .83 para o sexo feminino que preencheram o inventário duas vezes num intervalo de 30 dias (Sanavio, 1988).

O Inventário Obsessivo de Coimbra (IOC) foi construído e estudado para a população portuguesa por Galhardo e Pinto-Gouveia em 2003. É constituído por 50 itens e 12 subescalas: 1 - Obsessões de contaminação/Compulsões de lavagem (itens 1 a 8); 2- Compulsões de verificação repetida (itens 14, 15, 16, 21 e 40); 3- Dúvida/Indecisão (itens 9, 10, 11, 12, 13 e 50); 4- Pensamentos intrusivos incontroláveis/Rituais cobertos (itens 17, 27, 28, 29, 30 e 35); 5- Pensamento mágico (itens 43, 44, 45 e 49); 6 - Lentidão/Repetição (itens 31, 32, 33, 34 e 36); 7- Necessidade de controlo (itens 42, 47 e 48); 8- Necessidade de ordem/simetria (itens 37 a 39); 9- Compulsões de coleção/poupança (itens 22 e 41); 10- Obsessões/Compulsões religiosas (itens 23, 24 e 46); 11- Obsessões somáticas (itens 25 e 26) e 12- Impulsos obsessivos/agressivos (itens 18 a 20). Os itens são avaliados segundo uma escala de frequência e uma escala de



perturbação emocional. Para a primeira escala, os respondentes utilizam uma escala tipo *Likert* de 5 pontos. No que diz respeito à perturbação emocional, esta é também avaliada segundo uma escala tipo *Likert* de 5 pontos.

O estudo da consistência interna da escala de frequência do IOC revelou um valor de  $\alpha = .93$ , sendo o valor de  $\alpha = .96$  para a escala de perturbação emocional (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2008).

## **Procedimentos**

Em virtude dos objetivos do estudo, solicitou-se a respetiva autorização aos autores dos instrumentos definidos para a sua utilização (Anexo 6). Uma vez obtida a referida autorização, foi elaborado o protocolo de avaliação, contendo um texto explicativo do âmbito e objetivos do estudo, critérios de inclusão e natureza voluntária e anónima da participação, o formulário de consentimento informado, um pequeno questionário para recolha de dados sociodemográficos, o IP (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003), a EADS-21 (Pais-Ribeiro, Honrado & Leal, 2004) e o IOC (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003). Este protocolo foi transportado para a plataforma *Google Docs*, de modo a poder ser respondido *online*. Paralelamente, o mesmo protocolo foi preparado em suporte de papel com vista a uma segunda forma de recolha de dados, desta vez presencial.

Relativamente ao recrutamento dos participantes, foram realizados dois procedimentos: 1) Recrutamento por “bola de neve” através da divulgação do estudo através de *e-mail* e redes sociais, solicitando a participação de indivíduos da população geral, 2) Recolha presencial de dados nas turmas dos diversos cursos ministrados no Instituto Superior Miguel Torga: Ano Zero, Psicologia, Serviço Social, Gestão, Gestão de Recursos Humanos, Comunicação Empresarial, Design de Comunicação, Multimédia e Jornalismo. As respostas recolhidas *online*, eram, automaticamente, registadas num documento *Excel*. Posteriormente, este documento em *Excel* foi convertido numa base de dados do programa estatístico IBM SPSS *Statistics* (versão 21). No que diz respeito à recolha presencial, as respostas foram inseridas manualmente nessa mesma base de dados. A recolha de dados decorreu entre 8 de março e 4 de maio de 2017, sendo que a uma subamostra, composta por 23 sujeitos (estudantes de Psicologia), o mesmo protocolo foi administrado 6 semanas mais tarde de modo a poder ser avaliada a estabilidade temporal do IP.

De notar que o estudo foi submetido para apreciação à Comissão de Ética do Instituto Superior Miguel Torga tendo obtido parecer favorável (Anexo 7). Este procedimento antecedeu o processo de recolha de dados anteriormente descrito.

## **Análise estatística**

A análise estatística foi realizada com recurso ao programa IBM SPSS *Statistics* (versão 21). Para o estudo da análise fatorial confirmatória (AFC), utilizámos o programa IBM SPSS *Amos* (versão 24), em concordância com o descrito em Marôco (2010).

A primeira etapa desta investigação diz respeito ao desenvolvimento do IP-R. Para tal, iniciámos os procedimentos de eliminação de itens, de acordo com os seguintes critérios: (1) valor de *alpha* de Cronbach se item excluído, (2) correlação item - total (correlações < .40) e (3) análise fatorial: análise de componentes principais (ACP) com rotação Varimax, sendo eliminados os itens com pesos fatoriais < .40 ou que saturaram em mais do que um fator. Após a realização deste procedimento, foi conduzida uma análise fatorial exploratória (AFE) numa amostra de 604 indivíduos da população geral, recorrendo ao estudo da versão portuguesa do IP (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003).

Na segunda etapa foi conduzida uma AFC de modo a avaliar o ajustamento dos dados ao modelo de cinco fatores do IP-R. Quanto à qualidade de ajustamento do modelo, esta foi avaliada tendo por base os seguintes indicadores: qui-quadrado normalizado ( $\chi^2/gl$ ), *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Tucker - Lewis Coefficient* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) e *Modified Expected Cross - Validation Index* (MECVI), sendo seguidas as recomendações de Marôco (2010).

Outras análises efetuadas incluíram o cálculo das médias e desvio-padrão para as variáveis contínuas, obtenção de frequências e percentagens para as variáveis categoriais no que respeita à caracterização da amostra usada na segunda etapa. A consistência interna do IP-R foi calculada através do *alpha* de Cronbach e da Fiabilidade Compósita (FC). Para o *alpha* de Cronbach foram seguidas as recomendações de Nunnally (1978). Dado que alguns autores questionam o recurso ao *alpha* de Cronbach como medida da consistência interna, adicionalmente foi calculada a FC (Marôco & Garcia- Marquez, 2006). Foram ainda comparadas as medianas através do teste de Mann-

Whitney e analisadas associações entre variáveis através do coeficiente de Correlação de Spearman, dado que a nossa amostra revelou ausência de uma distribuição normal nas variáveis em estudo, avaliada por recurso ao teste de Kolmogorov-Smirnov.

## Resultados

### Desenvolvimento do IP-R

Relativamente à primeira etapa, ou seja, desenvolvimento da versão reduzida do IP (IP-R) ao ser usado o critério valor de *alpha* de Cronbach se item excluído foi eliminado um item: “30. *Algumas vezes atraso-me porque continuo a fazer certas coisas mais vezes que o necessário*”, uma vez que o valor de  $\alpha = .95$ , diminuiria a consistência interna da escala ( $\alpha = .96$ ). Por sua vez, de acordo com o critério, correlações item- total inferiores a .40, foram eliminados nove itens: “1. *Sinto que as minhas mãos ficam sujas quando toco em dinheiro*”, “46. *Quando estou numa ponte ou numa janela muito alta e olho para baixo, sinto um impulso de me atirar*”, “47. *Às vezes, quando vejo um comboio a aproximar-se, penso que me poderia atirar para debaixo das suas rodas*”, “48. *Em certos momentos, sinto-me tentado a tirar as minhas roupas em público*”, “49. *Por vezes, quando estou a conduzir, sinto um impulso para desviar o carro contra alguém ou contra alguma coisa*”, “51. *Fico aborrecido e preocupado quando vejo facas, punhais e objetos afiados*”, “54. *Algumas vezes tenho o impulso de roubar as coisas das outras pessoas, mesmo que não me sirvam para nada*”, “55. *Algumas vezes sinto-me irresistivelmente tentado a roubar alguma coisa no supermercado*” e “56. *Algumas vezes, tenho um impulso de magoar crianças ou animais indefesos*”.

Após excluídos estes nove itens, efetuámos uma ACP, com rotação Varimax, sendo seguido o procedimento usado no estudo da versão portuguesa do IP, tendo obtido uma extração de oito componentes com *eigenvalues* superiores a 1 que explicavam 58% da variância. Contudo, ao analisarmos o *Scree Plot*, de acordo com o ponto de inflexão, este indicava a existência de cinco fatores, tendo-se procedido a uma análise fatorial forçada a cinco fatores, que explicaram 51% da variância. Nesta fase foram eliminados os itens que revelaram pesos fatoriais inferiores a .40 e/ou que saturaram em mais que um fator: “32. *Quando começo a pensar em certas coisas, torno-me obcecado por elas*”, “35. *O meu cérebro segue constantemente o seu caminho e é-me difícil prestar atenção ao que se está a passar à minha volta*”, “43. *Preocupo-me em recordar coisas sem importância e esforço-me para não as esquecer*”, “33. *Vêm-me à*

*cabeça pensamentos desagradáveis, contra minha vontade e não consigo livrar-me deles*, “17. Sinto que tenho que repetir certos números sem nenhuma razão”, “36. Imagino consequências catastróficas como resultado do facto de ser distraído ou de pequenos erros que faça”, “58. Em certas situações, sinto um impulso para comer muito, mesmo que depois fique mal disposto” e “59. Quando ouço falar de um suicídio ou de um crime, fico perturbado durante muito tempo e é-me difícil deixar de pensar nisso”. Finalizados os procedimentos anteriores, seleccionámos os itens com base nos pesos fatoriais mais elevados e na relevância clínica, isto é, itens que descrevessem conteúdos mais frequentes de sintomatologia obsessivo-compulsiva, tendo-se alcançado uma versão composta por 22 itens, agrupados em cinco fatores.

### **Análise da estrutura fatorial**

Na segunda fase deste estudo, foi então conduzida uma AFC desta versão de 22 itens numa amostra da população geral ( $n = 338$ ). Nesta análise todos os itens apresentaram pesos fatoriais a variarem entre .569 e .900.

O modelo testado revelou uma qualidade de ajustamento boa, com os seguintes valores: CFI = .926; GFI = .893; TLI = .914; RMSEA = .060 e MECVI = 1.660. Apenas o índice do ajustamento do qui-quadrado normalizado apresentou um valor sofrível ( $\chi^2/gl = 2.23$ ). Analisadas as distâncias de Mahalanobis ao quadrado (DM<sup>2</sup>), verificámos a presença de várias observações correspondentes a *outliers*, no entanto, decidiu-se não as eliminar dado que, a variabilidade associada aos fatores em estudo diminuiria possíveis interpretações de interesse nesta análise. A análise dos índices de modificação revelou que os resíduos dos itens 40 e 41, 41 e 40, 28 e 40 se encontravam correlacionados. Face a este resultado optou-se por remover o item 40 “Às vezes começo a contar objetos sem nenhuma razão”, tendo o modelo sido recalculado.

O modelo de análise fatorial confirmatória do IP-R, após a eliminação do item 40 manteve uma boa qualidade de ajustamento (CFI = .939; GFI = .906; TLI = .928; RMSEA = .056 e MECVI = 1.430). Apenas o índice de ajustamento do qui-quadrado normalizado apresentou um valor sofrível ( $\chi^2/gl = 2.07$ ). Todos os itens revelaram pesos fatoriais a variarem entre .579 e .899. De notar que tendo-se verificado uma diminuição do MECVI, este segundo modelo demonstra um ajustamento superior ao anteriormente testado. A versão final do IP-R, pesos fatoriais dos respetivos itens e comunalidades encontram-se apresentados na Tabela 2.

**Tabela 2***Distribuição dos itens do IP-R pelos cinco fatores, pesos fatoriais e comunalidades*

<b>Fator 1- Dúvida</b>		<b>Peso</b>	
<b>Itens</b>		<b>fatorial</b>	<b>Comunalidades</b>
29. Depois de fazer qualquer coisa cuidadosamente, ainda tenho a impressão de não ter feito bem ou de não ter acabado		.684	.668
28. Tenho a impressão de que nunca serei capaz de explicar as coisas claramente, especialmente quando falo de coisas importantes		.681	.606
26. É-me difícil tomar decisões, mesmo sobre assuntos sem importância		.656	.601
42. Quando leio, tenho a impressão de ter perdido algum aspeto importante e tenho que voltar atrás e reler essa passagem pelo menos duas ou três vezes		.576	.454
31. Invento dúvidas e problemas acerca da maior parte das coisas que faço		.556	.580
<b>Fator 2- Pensamento mágico</b>		<b>Peso</b>	
<b>Itens</b>		<b>fatorial</b>	<b>Comunalidades</b>
41. Sinto que tenho que me lembrar de números sem importância		.721	.668
38. Quando ouço falar de um desastre penso que, de alguma forma, a culpa é minha		.685	.601
52. Às vezes sinto algo dentro de mim que me faz fazer coisas tolas e que eu não quero fazer		.605	.573
57. Sinto que tenho que fazer certos gestos ou andar de uma certa forma		.593	.500
<b>Fator 3- Sujidade/Contaminação/Lavagem</b>		<b>Peso</b>	
<b>Itens</b>		<b>fatorial</b>	<b>Comunalidades</b>
2. Penso que mesmo um ligeiro contacto com secreções corporais (suor, saliva, urina, etc.) pode contaminar a minha roupa e, de alguma forma, fazer-me mal		.794	.664
3. É difícil para mim tocar num objeto quando sei que este foi tocado por estranhos ou certas pessoas		.760	.634
9. Se toco em alguma coisa que penso que está “contaminado”, tenho que me lavar ou limpar imediatamente		.732	.614
5. Evito utilizar casas de banho públicas porque tenho medo de doenças e de contaminação		.715	.622
7. Lavo as minhas mãos mais vezes e durante mais tempo que o necessário		.658	.571

<b>Fator 4- Verificação repetida</b>		<b>Peso</b>	
<b>Itens</b>	<b>fatorial</b>	<b>Comunalidades</b>	
20. Verifico e torno a verificar as torneiras do gás e da água e os interruptores da luz, depois de os ter desligado	.792	.758	
21. Volto a casa para verificar portas, janelas, gavetas, etc., para ter a certeza que estão realmente fechadas	.777	.730	
22. Continuo a verificar detalhadamente impressos, documentos, cheques, etc, para ter a certeza de que os preenchi corretamente	.603	.608	
19. Tenho tendência para continuar a verificar as coisas mais vezes que o necessário	.649	.683	
<b>Fator 5- Necessidade de ordem/simetria</b>		<b>Peso</b>	
<b>Itens</b>	<b>fatorial</b>	<b>Comunalidades</b>	
14. Sinto-me obrigado a seguir uma determinada ordem quando me visto, dispo ou lavo	.769	.728	
15. Antes de me deitar tenho de fazer certas coisas, segundo Uma certa ordem	.728	.775	
16. Antes de ir para a cama tenho que pendurar ou dobrar as minhas roupas de uma certa forma	.647	.665	

Como se pode observar na Tabela 2, todos os itens apresentam pesos de regressão  $> .50$ . No que respeita às comunalidades todos os itens, à exceção de dois, apresentam valores  $> .50$ .

### ***Estudo das propriedades psicométricas do IP-R***

Após o alcance da versão reduzida do IP, efetuámos o estudo das suas propriedades psicométricas. Assim, num primeiro momento, analisou-se a população da amostra de 338 indivíduos da população geral no sentido de verificar se esta apresentava uma distribuição normal, através do teste de *Kolmogorov-Smirnov*. Os totais de todas as medidas: IP, IOC e EADS-21 ( $p < 0.001$ ) indicam que a amostra não segue uma distribuição normal. Como tal, foram utilizados testes estatísticos não-paramétricos.

No que respeita à fidedignidade do IP-R, a escala total revelou um coeficiente *alpha* de Cronbach de .91. Para as subescalas o valor de *alpha* varia entre .75 e .85, tal como ilustra a Tabela 3. Paralelamente foi também calculada a FC da escala total, tendo esta revelado um valor de .97.

**Tabela 3***Consistência interna do IP-R total e das suas subescalas*

	<i>alpha</i> de Cronbach
IP-R total	.91
Fator 1. Dúvida	.83
Fator 2. Pensamento mágico	.71
Fator 3. Sujidade/Contaminação/Lavagem	.84
Fator 4. Verificação repetida	.85
Fator 5. Necessidade de ordem/simetria	.80

A fidedignidade teste-reteste, por um intervalo de tempo de seis semanas, foi analisada através do cálculo das correlações de *Spearman* para o total do IP-R e para as cinco subescalas. Os resultados indicaram uma fidedignidade teste-reteste moderada para o IP-R total ( $r_s = .59$ ) e para as subescalas os coeficientes da correlação de *Spearman* variaram entre .34 e .77, apresentando correlação moderada (Fator 1 e Fator 5), forte (Fator 3) e fraca (Fator 2 e Fator 4). Conforme está apresentado na Tabela 4.

**Tabela 4***Fidedignidade temporal do IP-R (escala total e subescalas)*

	Coefficientes de Correlação Rho de <i>Spearman</i>
IP-R total	.59
Fator 1. Dúvida	.52
Fator 2. Pensamento mágico	.34
Fator 3. Sujidade/Contaminação/Lavagem	.77
Fator 4. Verificação repetida	.38
Fator 5. Necessidade de ordem/simetria	.46

Ao analisar a associação entre o IP-R e o IP, na amostra de 604 sujeitos da população geral, através do cálculo das correlações de *Spearman*, verificou-se que existe uma forte correlação entre ambas ( $r_s = .96$ ).

Para o estudo da validade convergente foram analisadas as correlações de *Spearman* entre o total do IP-R e o total do IOC (escala de frequência e escala de perturbação emocional), tendo se observado um valor de ( $r_s = .80$  e  $r_s = .74$ ), respetivamente.

No estudo da validade divergente foram realizadas correlações de *Spearman* entre o total do IP-R e os totais das três subescalas da EADS-21 (Ansiedade, Depressão e *Stress*), os resultados revelaram a existência de correlações moderadas ( $r_s = .45$ ;  $r_s = .44$  e  $r_s = .48$ , respetivamente).

Para avaliar a existência de diferenças estatisticamente significativas entre os sexos relativamente aos resultados obtidos no IP-R total e subescalas foi realizado o teste *Mann-Whitney*. Este demonstrou que não existem diferenças estatisticamente significativas entre homens e mulheres no que diz respeito, quer à escala total ( $U = 10562.0$ ;  $z = -350$ ;  $p = .726$ ) quer às subescalas (F1:  $U = 9381.0$ ;  $z = -1.869$ ;  $p = .062$ ; F2:  $U = 9309.5$ ;  $z = -2.195$ ;  $p = .028$ ; F3:  $U = 10394.0$ ;  $z = -.566$ ;  $p = .571$ ; F4:  $U = 10263.0$ ;  $z = -.740$ ;  $p = .460$  e F5:  $U = 9942.0$ ;  $z = -1.195$ ;  $p = .232$ ).

Adicionalmente, e com intuito de verificar a eventual existência de associações entre o total do IP-R e as variáveis sociodemográficas idade e anos de escolaridade, aplicamos o teste ao coeficiente de correlação de *Spearman*. Para a idade, constatou-se que existe uma correlação negativa ( $r_s = -.32$ ;  $p < .001$ ) e para o número de anos de escolaridade verifica-se o mesmo padrão ( $r_s = -.33$ ;  $p < .001$ ).

## **Discussão**

O presente estudo teve como principal objetivo o desenvolvimento da versão reduzida do Inventário de Pádua na sua versão portuguesa (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003), designada por IP-R e estudo da sua estrutura fatorial e propriedades psicométricas.

Segundo Balzer, Sinar, Smith e Stanton (2002), o interesse pelo alcance de versões reduzidas de instrumentos de autorresposta tem vindo a aumentar. Estas versões mais breves são uma mais-valia. Uma vez que escalas mais longas demoram mais tempo para serem respondidas e tendem a originar um maior cansaço e desistência dos respondentes. Para além disso, há ainda a referir a vantagem de as escalas reduzidas manterem adequadas propriedades psicométricas, tal como as suas versões mais longas. Hinkin (1955), também reforça a pertinência do desenvolvimento de versões reduzidas de instrumentos, que mantenham propriedades psicométricas fidedignas, dado que escalas com muitos itens podem provocar cansaço dos respondentes e serem mais morosas na sua administração.

Neste contexto, face ao principal objetivo deste trabalho e na sequência dos diversos procedimentos e análises anteriormente descritos, foi possível apurar uma versão



reduzida do IP, constituída por 21 itens, distribuídos por 5 subescalas, que avaliam a gravidade dos sintomas obsessivo-compulsivos agrupados nas seguintes dimensões: Dúvida, Pensamento mágico, Sujidade/Contaminação/Lavagem, Verificação repetida e Necessidade de ordem/simetria. Com efeito, o IP-R mostrou uma forte associação com a versão original do IP, revelando que ambos avaliam a sintomatologia obsessivo-compulsiva. Apesar de se tratar de um instrumento de autorresposta de versão reduzida, mantém muitas das propriedades psicométricas da versão portuguesa do PI, nomeadamente no que diz respeito à consistência interna e fidedignidade temporal (Galhardo & Pinto-Gouveia, 2003).

Relativamente à existência de diferenças no IP-R (total da escala e subescalas) em função dos sexos, verificou-se que também não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre homens e mulheres. No que diz respeito aos diversos estudos internacionais que ao longo do tempo se têm debruçado sobre o PI, verificou-se que também não foram encontradas diferenças estatisticamente significativas na escala total (Sternberg & Burns, 1990; Van Oppen, 1992; Kyrios, Bhar & Wade, 1996; Macdonald & de Silva, 1999 e Liu, Quin, Tan, Wang, Yi & Zhong, 2011). Já em relação às subescalas, foram relatadas diferenças entre o sexo masculino e o sexo feminino (Van Oppen, 1992; Sternberg & Burns, 1990 e Liu, Quin, Tan, Wang, Yi & Zhong, 2011) com as mulheres evidenciarem valores mais elevados. Contudo o estudo de Kyrios, Bhar e Wade (1996) tal como sucedeu com o nosso, não reportou existirem diferenças entre sexos no que toca às subescalas do PI.

Já no que concerne à relação entre o IP-R e variáveis sociodemográficas, como a idade e os anos de escolaridade, verificou-se que estas se correlacionam de forma negativa com o IP-R, isto é, quanto mais velhos e mais anos de escolaridade os sujeitos apresentam, menor presença de sintomatologia obsessivo-compulsiva. No estudo com uma amostra britânica do PI (Macdonald & de Silva, 1999), os autores referiram que a variável sociodemográfica idade não tem efeito significativo sobre a gravidade de sintomas obsessivo-compulsivos. Ainda assim, poderemos equacionar que indivíduos mais velhos, mesmo que apresentando sintomatologia obsessivo-compulsiva poderão não considerar este tipo de sintomas como perturbadores pelo facto de estarem familiarizados com eles e, como tal, tolerá-los mais facilmente.

A versão final do modelo de cinco fatores do IP-R (Apêndice A) revelou, recorrendo à análise fatorial confirmatória, um bom ajustamento (Marôco, 2010). Para além disso, apresentou na sua globalidade boas propriedades psicométricas, tal como nas

três versões reduzidas do PI (Van Oppen, Hoekstra & Emmelkamp, 1995; Burns & colaboradores, 1996; Gönner, Ecker e Leonhart, 2010). No que se refere ao estudo da consistência interna, o IP-R revelou um valor de *alpha* muito bom, tal como nas três versões reduzidas anteriormente descritas, sendo que no estudo de Gönner, Ecker e Leonhart (2010) um valor tão elevado se constatou apenas na amostra de pacientes com diagnóstico de perturbações de ansiedade e/ou depressão. Também nas suas subescalas o IP-R apresentou uma consistência interna a variar entre razoável a boa, à semelhança das versões de Burns e colaboradores (1996) e Gönner, Ecker e Leonhart (2010). Efetivamente, apenas a versão de Van Oppen, Hoekstra e Emmelkamp (1995), revelou valores de consistência interna a variar entre fraca a boa. Ainda relativamente às subescalas, observou-se ser comum ao IP-R e às três revisões anteriormente referidas, a presença de subescalas de contaminação e lavagem e de verificação. Também a estrutura fatorial foi semelhante à encontrada nas três revisões, à exceção da versão PI-PR, de Gönner, Ecker e Leonhart (2010), que apresentou uma estrutura fatorial de 6 fatores.

Apesar de as características do IP-R apresentarem semelhanças com as encontradas noutras versões, existem algumas limitações metodológicas no presente estudo que devem ser consideradas. No que respeita à estabilidade temporal desta escala há a apontar o número reduzido de sujeitos da subamostra para o teste-reteste ( $N = 23$ ), sendo de realçar a necessidade de repetir esta análise em estudos futuros, recorrendo a uma amostra de maior dimensão.

Ainda de mencionar que seria útil a replicação da presente investigação, particularmente no que se refere à estrutura fatorial do IP-R, numa amostra clínica, integrando sujeitos com um diagnóstico de POC e sujeitos com outras perturbações psiquiátricas. De acrescentar que, futuramente, o estudo da validade discriminante deste instrumento poderia analisar em que medida este poderá constituir um complemento importante de diagnóstico de POC e sujeitos com outras perturbações psiquiátricas, explorando a sensibilidade e especificidade do IP-R para definição de um ponto de corte.

Concluindo, de acordo com os resultados apresentados neste estudo, o IP-R apresenta-se como um instrumento válido e fidedigno para avaliar a sintomatologia obsessivo-compulsiva, tendo a vantagem, comparativamente com a sua versão mais longa, de poder ser administrado num período de tempo mais reduzido, quer na clínica, quer integrando protocolos de investigação.

## **Bibliografia**

- APA. (2014). *DSM- 5. Manual de diagnóstico e estatística das perturbações mentais*, 5<sup>a</sup> Edição. Lisboa: Climepsi Editores.
- Balzer, W. K., Sinar, E. F., Smith, P. C., & Stanton, J. M. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self- report scales. *Personnel Psychology*, 55, 167-194.
- Bloch, M. H., Landeros-Weisenberger, A., Rosario, M. C., Pittenger, C. & Leckman, J.F. (2008). Meta-Analysis of the Symptom Structure of Obsessive Compulsive Disorder. *American Journal of Psychiatry*, 165(12), 1532-1542. doi: 10.1176/appi.focus.130209.
- Brynska, A., & Wolanczyk, T. (2005). Epidemiology and phenomenology of obsessive-compulsive disorder in non-referred young adolescents: A Polish perspective. *European Child and Adolescent Psychiatry*, 14(6), 319–327. doi: 10.1007/s00787-005-0478-3.
- Burns, L., & Sternberger, L. (1990). Obsessions and compulsions: psychometric properties of the Padua Inventory with an American college population. *Behaviour and Research Therapy*, 28(4), 341-345.
- Burns, L. G., Keortge, S. G., Formea, G. M., & Sternberger, L.G. (1996). Revision of the Padua Inventory of Obsessive Compulsive Disorder Symptoms: distinctions between worry, obsessions, and compulsions. *Behaviour and Research Therapy*, 34(2), 163-173.
- Clark, D. A., Beck, A. T., Antony, M. M., Swinson, R.P., & Steer, R. A. (2005). Screening for obsessive and compulsive symptoms: Validation of the Clark–Beck Obsessive–Compulsive Inventory. *Psychological Assessment*, 17(2), 132–143. doi: 10.1037/1040-3590.17.2.132
- Coryell, W. (1981). Obsessive-compulsive disorder and primary unipolar depression: comparisons of background, family history, course, and mortality. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 169(4), 220-224.
- Eddy, K. T., Dutra, L., Bradley, R., & Westen, D. (2004). A multidimensional meta-analysis of psychotherapy and pharmacotherapy for obsessive-compulsive disorder. *Clinical Psychology Review*, 24, 1011-1030. doi: 10.1016/j.cpr.2004.08.004.
- Eisen, J. L., Mancebo, M. A., Pinto, A., Coles, M. E., Pagano, M. E., Stout, R., & Rasmussen, S. A. (2006). Impact of obsessive-compulsive disorder on quality of life. *Comprehensive Psychiatry*, 47(4), 270–275.

doi.org/10.1016/j.comppsy.2005.11.006.

- Erzegovesi, S., Cavallini, M. C., Cavadini, P., Diaferia, G., Locatelli, M., & Bellodi, L. (2001). Clinical Predictors of Drug Response in Obsessive-Compulsive Disorder. *Journal of Clinical Psychopharmacology*, 21(5), 488-492.
- Foa, E. B., & Kozak, M. J. (1995). DSM-IV Field Trial: Obsessive-Compulsive Disorder. *American Journal of Psychiatry*, 152, 90-96.
- Foa, E. B., Kozak, M. J., Salkovskis, P. M., Coles, M. E., & Amir, N. (1998). The validation of a new obsessive-compulsive disorder scale: The Obsessive-Compulsive Inventory. *Psychological Assessment*, 10(3), 206-214.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G., & Salkovskis, P. M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment*, 14(4), 485-496. doi: 10.1037//1040-3590.14.4.485.
- Fontenelle, L., & Hasler, G. (2008). The analytical epidemiology of obsessive-compulsive disorder risk factors and correlates. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 32(1), 1-15. doi: 10.1016/j.pnpbp.2007.06.024.
- Galhardo, A., & Pinto-Gouveia, J. (2003). *Avaliação da perturbação obsessivo-compulsiva por instrumentos de auto-resposta: construção e validação do Inventário Obsessivo de Coimbra*. Dissertação de Mestrado não publicada, Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação, Universidade de Coimbra.
- Galhardo, A., & Pinto-Gouveia, J. (2008). Inventário Obsessivo de Coimbra: Avaliação de obsessões e compulsões. *Psychologica*, 48, 101-124.
- Gönner, S., Ecker, W., & Leonhart, R. (2010). The Padua Inventory: Do revisions need revision?, *Assessment*, 17(1), 89-106. doi: 10.1177/1073191109342189
- Gönner, S., Ecker, W., Leonhart, R., & Limbacher, K. (2010). Multidimensional Assessment of OCD: Integration and Revision of the Vancouver Obsessional Compulsive Inventory and the Symmetry Ordering and Arranging Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 66(7), 739-757. doi: 10.1002/jclp.20690
- Goodman, W.K., Price, L. H., Rasmussen, S. A., Mazure, C., Fleischmann, R. L., Hill, C. L., Heninger, G. R., & Charney, D.S. (1989). The Yale-Brown Obsessive

- Compulsive Scale: I. Development, use, and reliability. *Archives of General Psychiatry*, 46, 1006-1011.
- Goodarzi, M. A., & Firoorzabi, A. (2005). Reliability and validity of the Padua Inventory in an Iranian population. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 43-54. doi: 10.1016/j.brat.2003.11.004.
- Goodwin, D., Guze, S., & Robins, E. (1969). Follow-Up studies in obsessional neurosis. *Archives of General Psychiatry*, 20, 182-187.
- Hinkin, T. R. (1995). A review of scale development practises in the study of organisations. *Journal of Management*, 21(5), 967-988. <https://doi.org/10.1177/014920639502100509>.
- Hwu, H., Yek, E., & Chang, L. (1989). Prevalence of psychiatric disorders in Taiwan defined by the Chinese Diagnostic Interview Schedule. *Acta Psychiatrica Scand*, 79, 136-147.
- Ibáñez, I., Olmedo, E., Peñate, W., & González, M. (2002). Obsesiones y compulsiones: estructura del Inventario de Padua. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*, 2(2), 263- 288.
- Karno, M., Golding, J. M., Sorenson, S. B., & Burnam, M.A. (1988). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in five US communities. *Archives of General Psychiatry*, 45, 1094-1099.
- Kyrios, M., Bhar, S., & Wade, D. (1996). The assessment of obsessive-compulsive phenomena: Psychometric and normative data on the Padua Inventory from an Australian non-clinical student sample. *Behaviour Research and Therapy*, 34(1), 85-95.
- Liu, J., Qin, M., Tan, J., Wang, C., Yi, C., & Zhong, J. (2011). Psychometric properties of the Padua Inventory in Chinese college sample. *Psychological Reports*, 109(3), 803-818. doi: 10.2466/02.03.09.15.PR0.109.6.803-818.
- Macdonald, A., & de Silva, P. (1999). The assessment of obsessionality using the Padua inventory: its validity in a British non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, 27, 1027-1046.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Funcionamentos teóricos, software e aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber, Lda.
- Marôco, J., & Garcia-Marques, T. (2006). Qual a fiabilidade do alfa de Cronbach? Questões antigas e soluções modernas? *Laboratório de Psicologia*, 4(1), 65-90.

- Myers, J., Weissman, M., Tischler, G., Holzer, C.E., Leaf, P.J., Orvaschel, H., Anthony, J., Boyd, J., Burke, J., Kramer, M., & Stoltzman, R. (1984). Six-month prevalence of psychiatric disorders in three communities 1980 to 1982. *Archives of General Psychiatry*, *41*, 959-967.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill Inc.
- Overduin, M. K., & Furnham, A. (2012). Assessing obsessive-compulsive disorder (OCD): A review of self-report measures. *Journal of Obsessive- Compulsive and Related Disorders*, *1*, 312- 324. doi: org/10.1016/j.jocrd.2012.08.001.
- Pais- Ribeiro, J. L., Honrado, A., & Leal, I. (2004). Contribuição para o estudo da adaptação portuguesa das escalas de ansiedade, depressão e stresse (EADS) de 21 itens de Lovibond e Lovibond. *Psicologia, Saúde e Doenças*, *5*(2), 229-239. doi.org/10.1080/13548500500524088.
- Rosario-Campos, M. C., Miguel, E. C., Quatrano, S., Chacon, P., Ferrao, Y., Findley, D., Katsoch, L., Scahill, L., King, R.A., Woody, S.R., Tolin, D., Hollander, E., Kano, Y., & Leckman, J.F. (2006). The Dimensional Yale-Brown Obsessive-Compulsive Scale (DY-BOCS): An instrument for assessing obsessive-compulsive symptom dimensions. *Molecular Psychiatry*, *11*, 495-504. doi:10.1038/sj.mp.4001798
- Robins, L., Helzer, J., Weissman, M., Orvaschel, H., Gruenberg, E., Burke, J., & Regier, D., A. (1984). Lifetime prevalence of specific psychiatric disorders in three sites. *Archives of General Psychiatry*, *41*, 949-958.
- Ruscio, A. M., Stein, D. J., Chiu, W. T., & Kessler R. C. (2010). The epidemiology of obsessive-compulsive disorder in the National Comorbidity Survey Replication. *Molecular Psychiatry*, *15*, 53–63. doi: 10.1038/mp.2008.94.
- Sanavio, E. (1988). Obsessions and compulsions: The Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, *26*(2), 169-177.
- Simpson, H. B., Franklin, M. E., Cheng, J., Foa, E. B., & Liebowitz, M. R. (2005). Standard criteria for relapse are needed in obsessive-compulsive disorder. *Depression and Anxiety*, *21*, 1-8. doi: 10.1002/da.20052.
- Thordarson, D. S., Radomsky, A. S., Rachman, S., Shafran, R., Sawchuk, S. N., & Hakstian, A. R. (2004). The Vancouver Obsessional Compulsive Inventory (VOCI). *Behaviour Research and Therapy*, *42*, 1289–1314. doi: 10.1016/j.brat.2003.08.007.

- Tukel, R., Polat, A., Olzdemir, O., Aksut, D., & Turksoy, N. (2002). Comorbid conditions in obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive Psychiatry*, 43(3), 204-209. doi: 10.1053/comp.2002.32355.
- Van Ameringen, M., Patterson, B., & Simpson, W. (2014). DSM-5 obsessive-compulsive and related disorders: clinical implications of new criteria. *Depression and Anxiety*, 00, 1-7. doi: 10.1002/da.22259.
- van Oppen, P. (1992). Obsessions and compulsions: Dimensional structure, reliability, convergente and divergente validity of the Padua Inventory. *Behaviour Research and Therapy*, 30(6), 631-637.
- van Oppen, P., Hoekstra, R. J., & Emmelkamp, P. M. G. (1995). The structure of obsessive-compulsive symptoms. *Behaviour Research and Therapy*, 33(1), 15-23.